

信息冲击对收益波动的影响

——基于交易量的实证研究

郑泽星

(厦门大学 金融系, 福建 厦门 361005)

[摘 要] 文章首先将交易量分解为信息交易量和非信息交易量, 然后将信息交易量加入广义自回归条件异方差模型(GARCH 模型), 来分析信息对收益波动的影响。结果发现, 信息冲击对收益波动的影响十分显著, 投资者对信息到达的反应存在过度反应、过度矫正、适度反应的过程。

[关键词] 信息冲击; 交易量; GARCH 模型

[中图分类号] F832.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2005)04-0103-04

Impact of Information on Income Fluctuation

ZHENG ZE-Xing

(Dept. of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: This paper holds that transaction volume can be divided into information transaction volume and non-transaction volume. With GARCH added to information transaction volume, the author analyses the impact of information on the income fluctuation, and found that the information impact is significant, and investors' reaction to the arrival of information often goes through such a process as excessive reaction — excessive correction — proper reaction.

Key Words: information impact; transaction volume; GARCH model.

一、引言

华尔街有一句谚语:“交易量推动价格运动(It takes volume to make prices move)。”交易量的变化往往是因为信息的到达引起的。市场中, 投资者的投资过程一般是, 首先得到信息, 然后经过自身的判断(由于不同的投资者对同一条信息的判断不同, 因此具有交易的可能)做出交易决策, 最后报出交易价格。因此, 如果市场是有效的, 那么市场中的信息都将通过交易传递给价格。在一次交易完成后, 价格本身也会提供给市场预期信息。因此, 这是一个循环反馈的过程, 如图 1 所示。

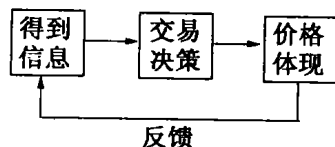


图 1 投资过程示意图

可以看出, 从信息的到达到价格的体现, 交易是其中不可或缺的环节。新信息的到达往往伴随着异常的交易量, 冲击着价格的波动。因此, 我们可以将交易的直接结果——交易量, 作为信息流的替代指标, 来研究信息冲击对收益率波动的影响。

交易量包含两部分, 即信息交易量和非信息交易量。信息交易量是指由于某个信息的到达而增加的交易量, 非信息交易量是指不是因为信息到达而产生的交易量。非信息交易量一般是由投资者自身的偏好、投资组合调整、流动性需求等因素引起的。由于存在众多的投资者, 所以基于以上因素产生的非信息交易量一般比较稳定。而信息交易量可以看作新信息到达对交易量产生冲击的体现, 其变化比较突然, 一般不太稳定。因此, 我们可以对交易量时间序列进行建模, 模型中的拟合值可以看做是非信息交易量, 而信息交易量就是模型拟合的残差, 然后

[收稿日期] 2005-06-28

[作者简介] 郑泽星(1976-), 男, 福建福州人, 厦门大学金融系博士研究生, 研究方向是金融工程。

用这个残差序列分析信息冲击对收益波动的影响。

国外相关的研究有很多,Epps(1976)在他的混合模型中,交易量被用来衡量交易者的不一致性,这种不一致性是指新到来的信息与他们已有价格的不一致。交易者的不一致性越大,交易量也就越大。

Copeland(1976)和 Jennings、Starks and Fellingham(1981)推导了一个信息序列到达(sequential information)模型,Copeland(1976)分析了当信息一个接一个地到达市场各种参与者时的预期价格。每一个参与者在接收到信息时,会修正自身的信念(belief),如果这时价格没有反映出他的新信念,他就会改变需求。如果在信息分布的每一阶段,新的信息具有增加(减少)某个特定证券需求的趋势,那么价格就会单调地向上(向下)移动。Copeland(1976)还有一个发现,所有投资者都获知信息后的交易量与价格变化幅度正相关。

Blume、Ealsey and O'hara(1994)给出了一个模型,该模型中,交易者可以通过观察过去的价格和交易量来得到关于证券的有价值的信息。在他们的模型中,交易量能够提供数据,来分析过去价格运动的信息数量和准确性,那些将交易量信息包含在技术分析内的交易者的业绩,要好于那些没有考虑交易量信息的交易者的业绩。

Wang(1994)基于信息不对称模型分析了交易量和收益率的动态关系,他的模型表明,交易量可以提供关于未来预期收益的信息。

国内研究中,芮萌、孙彦从(2003)在 GARCH(1,1)模型的均值方程中加入了交易量,来研究收益与交易量的关系,检验结果表明,收益对交易量的回归系数为正并且显著。但该文章没有对交易量做进一步的区分,因此,无法看出不同性质的交易量对收益的影响。

在刘俊山、张陶伟(2004)的研究中,直接将交易量引入到 GARCH(1,1)-M 的方差方程中,并没有对交易量序列进行分解或者处理。他们的结论是,通过 GARCH(1,1)-M 模型得到的股票波动持久性特征,在考虑成交量这一因素后减弱。

本文的研究思路是,通过 ARIMA 模型对交易量序列进行拟合,以交易量的拟合残差作为信息交易量的替代,然后将信息交易量加入 GARCH 模型,分析信息对收益波动的影响。

二、数据的选取和检验

本文所采用的数据是上证指数的每日收盘指数

和每日交易量(单位为百万手),样本区间为 1997 年 1 月 1 日到 2004 年 12 月 31 日,数据来源为“CCER 中国经济研究中心”数据库,数据的统计分析使用 Eview3.0 软件。

由于上证指数序列本身不平稳,因此,我们采用指数收益率序列进行研究。指数的收益率采用对数收益率,即 $r_t = \ln(index_t) - \ln(index_{t-1})$, 其中, $index_t$ 为第 t 天的收盘指数。指数对数收益率序列平稳性检验的结果表明,该序列是平稳的,其统计量如表 1 和图 2 所示。

表 1 上证指数对数收益率序列基本统计量

	样本量	均值(%)	标准差	偏度	峰度	ADF *	DW
r	1902	0.019	1.55	-0.041	8.99	-43.73	2.001

注: * 表明显著性水平为 5% 时,拒绝单位根原假设的 MacKinnon 临界值为 -1.94。

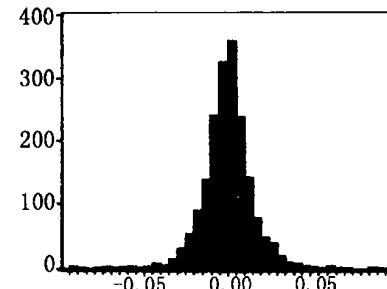


图 2 上证指数收益率分布图

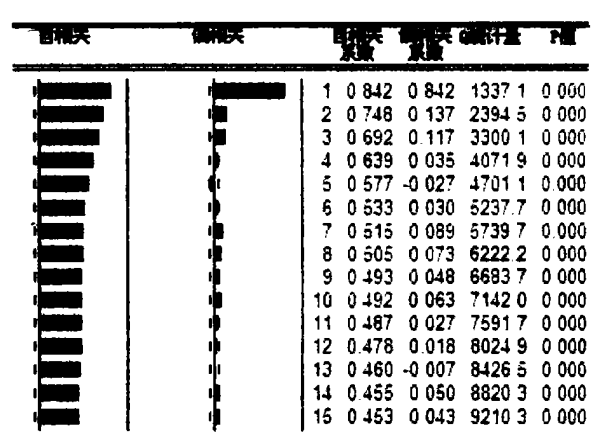


图 3 上证指数日交易量序列自相关图

由表 1 和图 2 可以看出,上证指数的收益率序列显示了明显的尖峰厚尾特征,这表明,上证指数收益率序列拒绝了正态分布的假设。ADF 统计量即扩展迪克-富勒(Augment Dickey-Fuller)检验统计量,值为 -43.73,小于 -1.94(显著性水平为 5%),表明上证指数收益率序列拒绝了单位根的原假设,即认为该序列不是随机游走的。DW 统计量为 2.0,表明

上证指数收益率序列不存在一阶自相关(是否存在高阶阶数相关,需要其他的方法判定,如后面的自相关图法)。

上证指数日交易量序列的自相关系数和 Q 统计量如图 3 所示。从图 3 可以看出,交易量的自相关系数显著为正(图 3 只列出滞后 15 阶的统计值,实际上,一直到滞后 39 阶后自相关系数才小于 0.2,而且在 1%水平上还是显著的),因此,可以认为,交易量序列是高度序列自相关的,我们可以用 ARIMA 模型对交易量序列进行模拟预测。经过多次计算和统计检验后发现,滞后 1 天、2 天、3 天、5 天、7 天的交易量对当日交易量变化有影响,而滞后 4 天和 6 天以及 8 天(包括 8 天)以后的交易量对当日交易量变化的影响不显著。我们对交易量序列用以下模型进行模拟:

$$dv = vol_t - vol_{t-1}$$

$$dv = \alpha_1 dv_{t-1} + \alpha_2 dv_{t-2} + \alpha_3 dv_{t-3} + \alpha_5 dv_{t-5} + \alpha_7 dv_{t-7} + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \beta_2 \epsilon_{t-2} + \beta_3 \epsilon_{t-3} + \beta_4 \epsilon_{t-4}$$

其中, vol_t 是时间 t 时的交易量, dv 是交易量的—阶差分, α 是自回归系数, β 是移动平均系数。在接下来的分析中,我们用该模型对交易量的拟合值作为非信息交易量,而将模型的交易量拟合残差作为信息交易量的替代。

三、实证分析

大量的研究已经证明,广义 ARCH 即 GARCH 模型(*generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*),能够对金融时间序列的波动性和聚集性进行良好的拟合。GARCH(p, q)模型一般包含两个方程和一个假设:

$$y_t = c + \delta x_t + \epsilon_t \tag{1}$$

$$\epsilon_t^2 | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \tag{2}$$

方程(1)是均值方程,其中, δ 是回归变量 x_t 的回归系数, c 是常数项, ϵ_t 是回归残差。方程(2)是条件方差方程,其中, h_t 是 t 时收益率的方差,等式右边包括均值项 ω 滞后残差平方项 ϵ_{t-i}^2 和条件方差滞后值 h_{t-j} , p, q 是滞后阶数。假设 ϵ_t 是独立同分布,且均值为 0、方差为 h_t , I_{t-1} 是截止到 $t-1$ 时的有效信息集。

一般而言, GARCH (1, 1)模型就能很好地对时间序列建模,而不需要用到高阶滞后值。上证指数日收益率序列的 GARCH (1, 1)模型如下所示:

$$r_t = c + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t^2 | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \tag{3}$$

为了进一步分析新信息对收益波动性的影响,我们将信息交易量(交易量的拟合残差)作为外生变量加入到 GARCH (1, 1)的条件方差方程:

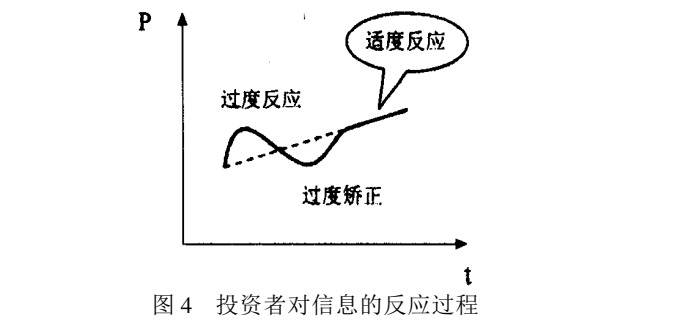
$$r_t = c + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t^2 | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \sum_{j=0}^n \lambda_j VRSD_{t-j} \tag{4}$$

其中, r_t 是上证指数对数收益率, $VRSD$ 是信息交易量,即前面 ARIMA 模型的拟合残差, λ_j 表示滞后 j 阶信息交易量对收益率波动的影响。

基于(4)式建立的模型进行实证分析,根据多次计算,发现滞后 3 阶以后的信息交易量对收益率波动的影响不显著,因此, n 值为 3。这说明,信息到达对市场波动的影响时间为 4 天(包括信息到达当天),信息到达 4 天以后,对市场的影响就开始不显著了。并且从表 2 可以看出, $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 中, λ_0 的绝对值最大,说明信息到达当天对市场波动的影响最大,而 $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 的符号并不是都为正或者都为负,而是时正时负,说明投资者对信息到达的总体反应并不总是如有效市场所假设的那样适度反应,而是存在过度反应→过度矫正→适度反应的过程,如图 4 所示。



我们同时将不含有信息交易量和含有信息交易量的 GARCH (1, 1)方程的参数估计,列在表 2 中进行对比。

	条件方差方程含有信息交易量				条件方差方程不含有信息交易量			
	系数	标准差	Z 统计量	P 值	系数	标准差	Z 统计量	P 值
ω	0.58315	0.054835	10.63391	0	0.080127	0.011633	6.88823	0
α_1	0.209005	0.024886	8.39832	0	0.145737	0.010765	13.53845	0
β_1	0.490842	0.037209	13.19162	0	0.828329	0.010819	76.56173	0

λ_0	0.10264	0.010233	10.02956	0				
λ_1	0.04441	0.014453	-3.07263	0.0021				
λ_2	0.036845	0.011633	3.167332	0.0015				
λ_3	0.02127	0.009309	-2.28455	0.0023				

从表 2 中可以看出,在没有考虑信息交易量时,持续性参数 $\alpha_1+\beta_1=0.974$,而在加入信息交易量后, $\alpha_1+\beta_1=0.70$,说明信息交易量吸收了部分的 ARCH 和 GARCH 效应。因此,信息交易量所代表的新信息的冲击对收益波动的影响,是不可忽视的。

四、结论

通过将分解后的信息交易量应用到 GARCH 模

型中,本文分析了信息冲击对收益波动的影响,得出了两个结论。一是信息交易量所代表的新信息的冲击对收益波动的影响是显著的,二是投资者对信息的反应存在着过度反应→过度矫正→适度反应的过程。

基于以上结论,可以看出,信息的发布对市场波动具有重要的影响。因此,信息发布者在及时披露信息的前提下,首先应该在信息发布前形成投资者的预期,然后再正式披露详细信息。而政策的执行更是应该把握好发布的时机,这样可以在一定程度上避免投资者的过度反应,减少对市场的冲击,降低市场整体的波动。

[参 考 文 献]

[1] Blume Lawrence, David Ealsey, Maureen O' Hara .Market Statistics and Technical Analysis: The Role of volume[J] . The Journal of Finance, 1994, (March).

[2] Jennings R H, L T Starks, J C Fellingham. An Empirical Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival[J] . Journal of Finance, 1981, (36): 143—161.

[3] Thomas W Epps, Mary Lee Epps. The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis[J] . Econometrica, 1976, (44), 2—305.

[4] Thomas E, Copeland. A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival[J] . Journal of Finance, 1976 (31): 68—1149.

[5] Wang. A model of competitive stock trading volume[J] . Journal of Political Economy, 1994, (102): 127—168.

[6] 芮 萌, 孙彦丛, 王清河. 中国股票市场交易量是否包含预测股票收益的信息研究[J] . 统计研究, 2003, (3).

[7] 刘俊山, 张陶伟. 成交量与股价波动 ARCH 效应的实证分析[J] . 金融研究, 2004 (3).

[8] 吴冲锋, 吴文锋. 基于成交量的股价序列分析[J] . 系统工程理论方法应用, 2001, (1).

[9] 吴如海, 宋逢明. 基金分离下中国股市交易量模型的实证研究[J] . 管理科学学报, 2000, (1).

[10] 陈怡论, 宋逢明. 中国股市价格变动与交易量关系实证研究[J] . 管理科学学报, 2000, (2).

[责任编辑:李 莉]